Has the Relationship Between Insured Employment Weeks and Entrance Requirements Been Changed by the Divisor?

Final Report

Employment Insurance Evaluation
Strategic Evaluations
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

April 2003

SP-ML-016-04-03E
(également disponible en français)

106-02319/

Paper
ISBN : 0-662-35544-X
N° de cat. : RH63-2/016-04-03E

PDF
ISBN : 0-662-35545-8
N° de cat. : RH63-2/016-04-03E–PDF

HTML
ISBN : 0-662-35546-6
N° de cat. : RH63-2/016-04-03E-HTML

Table of Contents

Executive Summary i

1. Introduction 1

2. Data and Methodology 3

3. Evidence of a Response to the Divisor: Graphical Results 5

4. Evidence of a Response to the Divisor: Econometric Results 9

5. After EI Reform 15

6. Conclusions and Further Research 17

Appendix 19

Technical Notes 21

List of Charts

Figure 1 Difference between insured Weeks and Variable Entrance Requirement 6

Figure 2 Number of Insured Weeks 6

Figure 3 Distribution of Unemployment Rate Among COEP Claimants 7

Figure 4 Distribution of Variable Entrance Requirements 7

Figure 5 Year to Year Change Share of Claimants with two or more weeks difference between insured weeks and Variable Entrance Requirements 15

List of Tables

Table 1 Cohort Comparison Chart 9

Table 2 Share of Claimants with Insured Weeks Equal to the Variable Entrance Requirements 10

Table 3 Share of Claimants with Two more Insured Weeks Than the Variable Entrance Requirement 11

Table 4 Share of Claimants with Insured Weeks Greater Than Two Above the Variable Entrance Requirements 12

Table 5A Share and Number of Claimants with Difference Between Insured weeks and Variable Entrance Requirements 13

Table 5B Share and Number of Claimants with Difference Between Insured weeks and Variable Entrance Requirements 14

Executive Summary

Under UI, evaluation studies showed that some claimants were just working the minimum number of weeks as determined by the Variable Entrance Requirement (VER) to qualify for benefits and then commencing a UI claim. To discourage this, the "divisor rule" was implemented during the first phase of EI reform, in July 1996.

With the "Divisor rule", individuals face reductions in their benefits if they just work the Variable Entrance Requirement number of weeks. In order to qualify for full EI benefits, it is necessary to work the equivalent of two more weeks than the Variable Entrance Requirement.

To examine whether the Divisor is encouraging individuals to work longer than the Variable Entrance Requirement, this monitoring report:

- compares the Variable Entrance Requirement number of weeks to the actual number of weeks/hours worked by individual claimants; and
- examines changes in this relationship over time.

Data and Methodology

This monitoring report uses data from the Canadian Out-of-Employment Panel (COEP) survey. These data are used to estimate the number of weeks/hours that a person would need to qualify for UI/EI according to the Variable Entrance Requirement of their region – and then compares this estimate to the actual number of weeks/hours the person used to claim UI/EI.

The first part of the analysis uses graphs to provide a picture of the entire distribution of the differences between the Variable Entrance Requirement and the actual number of weeks/hours worked. Then, regression analysis is used to test the statistical significance of the observed changes.

Much of the analysis involves comparing the results for five pairs of cohorts constructed from the 10 cohorts of COEP. These pairs are constructed to correspond to five periods: the last half of 1995 (i.e., a UI period), the first half of 1996 (i.e., a UI period), the last half of 1996 (i.e., the first six months after the EI changes of July 1996), the first half of 1997 (i.e., the first six months after the EI changes of January 1997), and the last half of 1997.

Main Findings

There was a decrease in the share of claimants with insured weeks just equal to the Variable Entrance Requirement. Specifically, minimum entrance claimants dropped from 2.57 percent in the last half of 1995, to 1.69 percent in the last half of 1996, and to about 0.98 percent in the last half of 1997.

The decrease in the fraction of claimants with just the Variable Entrance Requirement number of insured weeks required was more pronounced for men than for women, and was more pronounced in Atlantic Canada than in other regions. In Atlantic Canada, the share of claimants with insured weeks just equal to the Variable Entrance Requirement dropped from 12.41 percent in the last half of 1995, to 5.85 percent in the last half of 1996, and to 3.46 percent in the last half of 1997.

Looking at the share of claimants working just two weeks more than the Variable Entrance Requirement (i.e. meeting the new minimum Divisor requirement), the results showed that this proportion increased from 1.55 percent in the last half of 1995 to 2.45 percent in the last half of 1996. However, this pattern did not continue into the last half of 1997 (where the share dropped to 1.60 percent).

Looking at the percentage of claimants working more than two weeks above the Variable Entrance Requirement, the results showed that between the last half of 1995 and the last half of 1996 the proportions were virtually unchanged at 94 percent. In 1997, however, the share went up by about 2 percentage points to about 96 percent.

A similar pattern occurred in the fractions of men and women claimants working more than two weeks above the Variable Entrance Requirement and across most regions of Canada. The one notable exception was Atlantic Canada, where the share of claimants working more than two weeks above the Variable Entrance Requirement increased by 13 percentage points from the last half of 1995 – rising from 78.92 percent in the last half of 1995, to 86.07 percent in the last half of 1996, and to about 92 percent in the last half of 1997.

The overall conclusion is that the introduction of the Divisor appears to have been associated with the reduction in the number of people who file claims with just the Variable Entrance Requirement number of week/hours required to qualify for benefits. At the same time, there was an increase in the number of people who worked the Variable Entrance Requirement plus two or more weeks. However, with the full implementation of EI in January 1997, they ended up increasing their weeks of work by even more than two.

1. Introduction

Under UI, it was noted in an earlier evaluation study that some claimants just work the minimum number of weeks set by the Variable Entrance Requirement (VER) and then commence claims.[1] In order to discourage this phenomenon, the "Divisor rule" was implemented with EI reform. With the Divisor rule, individuals face reductions in their benefits if they just work the number of hours required by the Variable Entrance Requirement to qualify for benefits. In order to qualify for full EI benefits, it is necessary to work at least two weeks more than the Variable Entrance Requirement expressed in weeks. Thus, the amount of benefits will be calculated by dividing a claimant's total earnings within the last 26-week period by the number of weeks worked or the Divisor, whichever is higher.[2]

If the Divisor rule is effective, then there should be fewer individuals starting claims with just the required number of weeks/hours of insurable earnings as set by the Variable Entrance Requirement of their region. Therefore, to examine whether the Divisor rule is encouraging individuals to work longer than the Variable Entrance Requirement, this monitoring report:

- compares the Variable Entrance Requirement number of weeks/hours required to the number of weeks/hours worked by a job leaver; and
- examines changes in this relationship over time.

---

[1] See "Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis of Canada", David Green and Craig Riddell, Program Evaluation 1995, p. 25.

[2] See Appendix 1 for specifics of the "divisor rule".

2. Data and Methodology

This monitoring report used the Canadian Out-of-Employment Panel (COEP) survey data, which collected a range of personal and employment-related information from individuals who experienced a job separation on HRDC's Record of Employment (ROE) administrative file. Each survey participant was interviewed twice following the job separation that placed them on the survey. Since July 1996, COEP has collected information for a total of 17 cohorts:[3]

- cohorts 1 to 4 had a job separation in one of the four quarters prior to EI implementation (1995 Q3 to 1996 Q2);
- cohorts 5 and 6 had a job separation during the phase-in of EI (1996 Q3 and 1996 Q4);
- cohorts 7 to 10 had a job separation in one of the four quarters following EI reform (1997 Q1 to 1997 Q4);
- cohort 13 had a job separation in the third quarter of 1998, (two years after the initial implementation phase of the EI Act);
- cohort 17 had a job separation in the third quarter of 1999, (three years after the initial implementation phase of the EI Act); and
- cohorts 21 to 25 had a job separation in one of the four quarters (2000 Q3 to 2001 Q3), four/five years after the initial implementation phase of the EI reform.

These data are used to estimate the Variable Entrance Requirement number of weeks/hours that a person would need to qualify for UI/EI – and to compare this estimate to the actual number of weeks/hours the person used to claim UI/EI.

The first part of the analysis uses graphs to help provide a picture of the entire distribution of the difference between the Variable Entrance Requirement and the actual number of weeks/hours of work. The second part uses regression analysis to test the statistical significance of the observed changes.

[3] For more information on the 1996 COEP, see the report entitled "COEP as a Tool for Legislative Oversight, Monitoring, and Evaluation".

3. *Evidence of a Response to the Divisor: Graphical Results*

The basic results are presented in Figure 1. Since the Divisor rule was implemented during the first phase of EI, July 1996, Figure 1 compares cohorts 1 and 2 of COEP with cohorts 5 and 6. Cohorts 1 and 2 refer to individuals with a job separation in the last half of 1995, and cohorts 5 and 6 refer to individuals with a job separation in the last half of 1996. Therefore, Figure 1 compares six months of the UI period with the first six months of the EI reform period. During the first phase of EI, the hours legislation had not yet been implemented; therefore all calculations were done in weeks.

The horizontal axis shows the difference between the number of insured weeks used to establish a claim and the estimated minimum required to establish a claim based upon the Variable Entrance Requirement applicable in that region. A value of zero would indicate that the individual established the claim with the required Variable Entrance Requirement.[4] A positive number would indicate that the claimant worked longer than the Variable Entrance Requirement before claiming UI/EI. These estimated values do not take into account the many other reasons for not qualifying to EI, such as the New-Entrants/Re-entrants, (NERE), rules.

Figure 1 shows two lines. The difference between the required insured weeks, as given by the variable entrance requirements and the insured weeks patterns are shown for the periods before and after EI reform by the solid and dotted lines respectively. A number of things are striking about the graph.

- At the minimum qualification point where Variable Entrance Requirement is met, i.e. at zero, there is half the take-up after EI reform when compared to before EI reform. This indicates a fairly major decline in the number of people working exactly the Variable Entrance Requirement number of weeks before claiming UI/EI, in response to the implementation of the Divisor rule. Also, just after zero weeks, the number forming claims is higher under EI, indicating an increase in the number of weeks worked subsequent to EI reform.
- The large spike towards the end of the chart covers all those who had worked more than 52 weeks. This large spike occurs at the end because individuals with a long employment duration will only be recorded as having 52 weeks of insurable earnings, which produces a spike at the point of 52 minus the number of required weeks (as determined by the Variable Entrance Requirement). For example, an individual may have worked 70 weeks during the last employment spell. Of these 70 weeks, 52 weeks of insurable earnings alone can be used in the calculation of entitlement. Suppose that the Variable Entrance Requirement number of weeks is 16, then the difference between insured weeks and Variable Entrance Requirement will be 36, exactly where the spike is located.

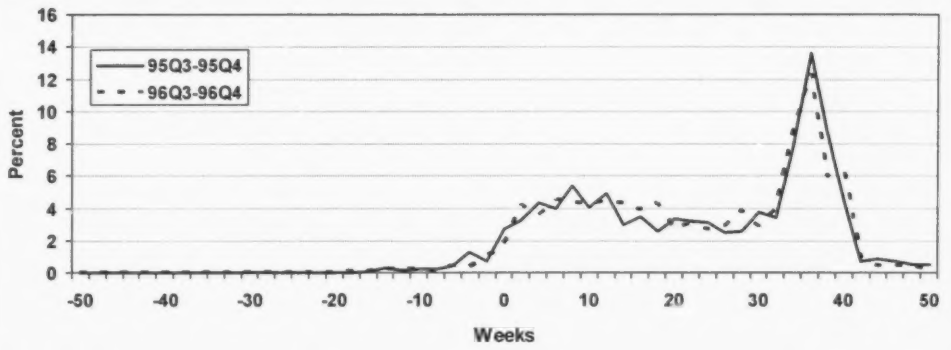
---

[4] A minuscule number of claimants are seen to be able to establish a claim with less than the minimum number of weeks. This is due to either data errors or the claimants qualifying for a special training program, etc.

- The spike in the data at around 10 weeks is likely due to the NEREs.

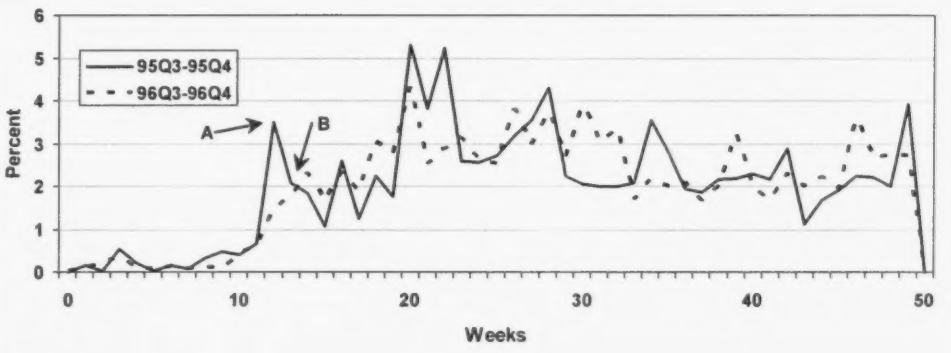
The factors underlying the changes described in Figure 1 are examined in Figures 2 through 4.

Figure 1
Difference between insured Weeks and Variable Entrance Requirement



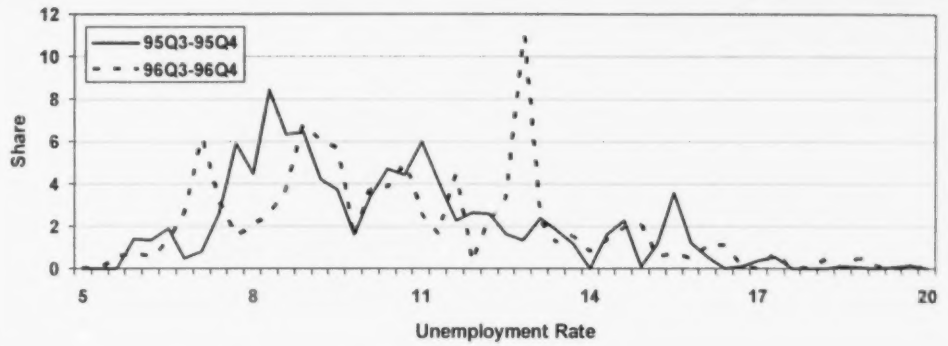
In Figure 2, the distribution in insured weeks is given. Note that all ROEs at claim start are considered. Throughout the graph, there is a distinct rightward shift as the number of insured weeks increased after EI reform. For example, there is marked shift in the number of insured weeks from point A to B as individuals work the two extra weeks.

Figure 2
Number of Insured Weeks



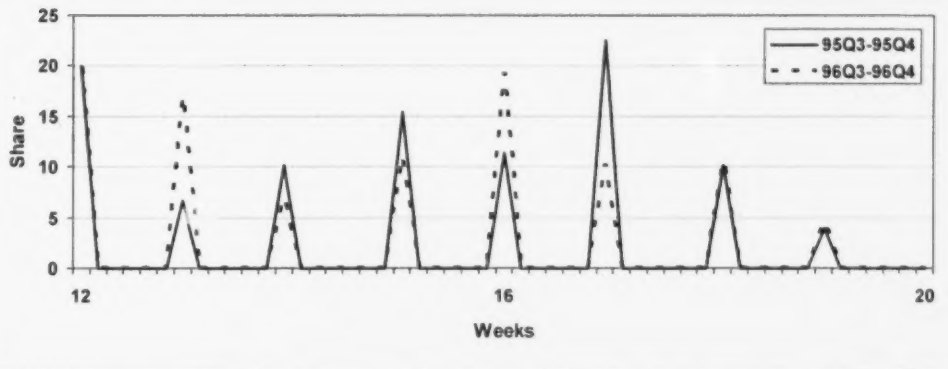
Another possible explanation is examined in Figure 3. Here the unemployment rates in the economic regions where the claimants establish their claims are given. If the unemployment rates had gone down, it would be an alternate explanation for individuals working the extra two weeks. However there appears to be little change except for an unexplained spike in the 96Q3-96Q4 series at the 12.5 percent unemployment rate.

Figure 3
Distribution of Unemployment Rate Among COEP Claimants



The lack of variation in the unemployment rates shows as a lack of variation in the entrance requirements. This is shown in Figure 4.

Figure 4
Distribution of Variable Entrance Requirements



4. *Evidence of a Response to the Divisor: Econometric Results*

Three sets of regressions were run to test changes associated with EI reform on the difference between the Variable Entrance Requirement and insured weeks.

These regressions examined pairs of cohorts constructed from the 10 cohorts of the COEP survey[5] as shown schematically in Table 1 below. These pairs were constructed to correspond to five periods:

- cohorts 1 and 2 correspond to the last half of 1995 (i.e., a UI period);
- cohorts 3 and 4 correspond to the first half of 1996 (i.e., a UI period);
- cohorts 5 and 6 correspond to the last half of 1996 (i.e., the first six months after the EI changes of July 1996);
- cohorts 7 and 8 correspond to the first half of 1997 (i.e., the first six months after the EI changes of January 1997); and
- cohorts 9 and 10 correspond to the last half of 1997.

In Tables 2 to 4, the rows referred to as "Total" give the results for all UI/EI claimants. The "T-stat" refers to the statistical test of significance of the change of the share with respect to that one year ahead. As each column represents two cohorts, or a six-month period, the "T-stat" for cohorts 1 and 2 compares cohorts 1 and 2 with cohorts 5 and 6. The "T-stat" for 3 and 4 refers to a comparison with 7 and 8. Likewise cohorts 5 and 6 are being compared to cohorts 9 and 10. This way, seasonality is taken into account.

Table 1
Cohort Comparison Chart

	Q1	Q2	Q3	Q4
1995			1	2
1996	3	4	5	6
1997	7	8	9	10

In Table 2, the share of claimants who had just the Variable Entrance Requirement number of weeks is given. For example, this was 2.57 percent of all claimants in cohorts 1 and 2 (i.e., the last half of 1995). This share dropped to 1.69 percent with the advent of EI reform (i.e., the last half of 1996). The decline continued with cohorts 7 and 8 (i.e., the first 6 months of 1997), and cohorts 9 and 10.

[5] The sum of the shares given in Tables 2, 3 and 4 will not add up to 100, because those who work one week over the minimum are not included in any of the tables.

Table 2
Share of Claimants with Insured Weeks
Equal to the Variable Entrance Requirements

Statistics	Cohort (job loss date)	1 and 2 (95Q3-95Q4)	3 and 4 (96Q1-96Q2)	5 and 6 (96Q3-96Q4)	7 and 8 (97Q1-97Q2)	9 and 10 (97Q3-97Q4)
Total	Share	2.57	1.35	1.69	0.75	0.98
	T-stat	2.31	1.65	2.13	0.00	0.00
	Number	3,188	4,452	4,052	3,607	3,892
Men	Share	2.77	0.85	1.27	0.97	1.06
	T-stat	2.95	-0.28	0.51	0.00	0.00
	Number	1,914	2,259	2,269	1,631	2,265
Women	Share	2.35	1.79	2.18	0.59	0.89
	T-stat	0.28	2.04	2.45	0.00	0.00
	Number	1,273	2,193	1,783	1,976	1,626
Atlantic	Share	12.41	5.31	5.85	2.19	3.46
	T-stat	5.14	4.14	2.04	0.00	0.00
	Number	1,269	1,591	1,464	1,250	1,500
Quebec	Share	1.13	1.81	1.46	0.49	0.66
	T-stat	-0.43	1.35	1.22	0.00	0.00
	Number	389	564	567	494	555
Ontario	Share	0.80	0.37	0.38	0.26	0.00
	T-stat	0.69	0.32	1.00	0.00	0.00
	Number	312	516	472	467	360
Prairies	Share	0.70	0.38	0.93	0.14	0.21
	T-stat	-0.35	1.08	1.51	0.00	0.00
	Number	878	1,192	1,063	858	1,040
British Columbia	Share	0.50	0.82	1.20	1.88	1.59
	T-stat	-1.11	-0.90	-0.40	0.00	0.00
	Number	340	589	486	538	437

Notes: 1 A *t* value of 1.96 (1.64) indicates statistical significance with 95% (90%) level of confidence.

Data Source: COEP Survey

The second and third sets of rows give the results for men and women separately. These results show that the decline is more pronounced for men than women. This is reflected in the "T-stat" value given.

Table 2 also shows that the effects are far stronger in Atlantic Canada than in the rest of the country. In Atlantic Canada, the share of claimants with just the number of weeks required by the Variable Entrance Requirement was 12.41 percent in the last half of 1995. This fell to 5.85 percent in the last half of 1996, and fell further to 3.46 percent in the second half of 1997.

Given the result that fewer individuals are working the exact Variable Entrance Requirement number of weeks to qualify, a question arises as to what they are doing. One possibility is that, under the Divisor rule, claimants are working exactly the Variable Entrance Requirement weeks required plus two to establish a claim in order to meet the minimum Divisor. This is examined in Table 3. Comparing cohorts 1 and 2 (i.e., the last half of 1995) with cohorts 5 and 6 (i.e., the last half of 1996), the results show an increase in the share of claimants with just two more insured weeks. However, it should be pointed out that this rise did not continue into 1997. Table 3 also shows that this same pattern occurred for men and women, and across most regions of Canada.

Table 3
Share of Claimants with Two more Insured Weeks Than the Variable Entrance Requirement

Statistics	Cohort (job loss Date)	1 and 2 (95Q3-95Q4)	3 and 4 (96Q1-96Q2)	5 and 6 (96Q3-96Q4)	7 and 8 (97Q1-97Q2)	9 and 10 (97Q3-97Q4)
Total	Share	1.55	1.04	2.45	0.80	1.60
	T-Stat	-1.85	0.60	1.64	0.00	0.00
	Number	3,188	4,452	4,052	3,607	3,892
Men	Share	1.28	0.73	2.45	0.78	0.92
	T-Stat	-2.07	-0.14	2.95	0.00	0.00
	Number	1,914	2,259	2,269	1,631	2,265
Women	Share	1.88	1.32	2.46	0.81	2.46
	T-Stat	-0.69	0.73	0.00	0.00	0.00
	Number	1,273	2,193	1,783	1,976	1,626
Atlantic	Share	3.53	1.74	5.58	2.06	2.48
	T-Stat	-2.36	-0.52	3.96	0.00	0.00
	Number	1,269	1,591	1,464	1,250	1,500
Quebec	Share	2.09	0.69	2.68	0.30	1.58
	T-Stat	-0.47	0.85	0.96	0.00	0.00
	Number	389	564	567	494	555
Ontario	Share	0.68	1.11	0.92	0.34	1.61
	T-Stat	-0.38	0.68	-0.63	0.00	0.00
	Number	312	516	472	467	360
Prairies	Share	1.34	1.25	1.34	0.97	1.32
	T-Stat	0.00	0.41	0.03	0.00	0.00
	Number	878	1,192	1,063	858	1,040
British Columbia	Share	0.07	0.91	2.80	1.63	1.00
	T-Stat	-2.62	-0.82	1.51	0.00	0.00
	Number	340	589	486	538	437

Notes: 1. A *t* value of 1.96 (1.64) indicates statistical significance with 95% (90%) level of confidence.

Data Source: COEP Survey

Table 4 gives the share of individuals who worked more than just two weeks above the number of weeks necessary to meet the Variable Entrance Requirement. This table comprises, by far, the majority of claimants. The movements in the total are noteworthy. Between the last half of 1995 (i.e., cohorts 1 and 2) and the last half of 1996 (i.e., cohorts 5 and 6), the share was virtually unchanged at 94 percent. In the last half of 1997, however, the share went up by 2 percentage points to about 96 percent.

Table 4
Share of Claimants with Insured Weeks Greater Than Two Above the Variable Entrance Requirements

Statistics	Cohort	1 and 2	3 and 4	5 and 6	7 and 8	9 and 10
	(job loss Date)	(95Q3-95Q4)	(96Q1-96Q2)	(96Q3-96Q4)	(97Q1-97Q2)	(97Q3-97Q4)
Total	Share	94.28	96.72	94.22	97.50	96.43
	T-Stat	0.08	-1.16	-3.11	0.00	0.00
	Number	3,188	4,452	4,052	3,607	3,892
Men	Share	94.72	97.47	94.68	96.77	97.39
	T-Stat	0.04	0.72	-3.36	0.00	0.00
	Number	1,914	2,259	2,269	1,631	2,265
Women	Share	93.74	96.06	93.67	98.01	95.22
	T-Stat	0.05	-2.00	-1.26	0.00	0.00
	Number	1,273	2,193	1,783	1,976	1,626
Atlantic	Share	78.92	90.61	86.07	94.39	92.06
	T-Stat	-4.22	-3.41	-4.04	0.00	0.00
	Number	1,269	1,591	1,464	1,250	1,500
Quebec	Share	95.49	96.55	95.03	98.71	96.65
	T-Stat	0.26	-1.74	-1.11	0.00	0.00
	Number	389	564	567	494	555
Ontario	Share	97.96	98.25	96.77	97.65	98.37
	T-Stat	0.94	0.38	-1.12	0.00	0.00
	Number	312	516	472	467	360
Prairies	Share	96.50	96.90	95.94	98.48	97.21
	T-Stat	0.48	-1.62	-1.12	0.00	0.00
	Number	878	1,192	1,063	858	1,040
British Columbia	Share	98.80	97.82	94.02	96.00	96.35
	T-Stat	3.05	1.20	-1.24	0.00	0.00
	Number	340	589	486	538	437

Notes: 1. A *t* value of 1.96 (1.64) indicates statistical significance with 95% (90%) level of confidence.

Data Source: COEP Survey

A similar pattern occurred in the share of men and women claimants working more than two weeks above the Variable Entrance Requirement number of weeks and across most regions of Canada. The one notable exception was Atlantic Canada, where the share of claimants working more than two weeks above the Variable Entrance Requirement increased by 13 percentage points from the last half of 1995, rising from 78.92, to 86.07 percent in the last half of 1996, and to about 92 percent in the last half of 1997.

Taken together, the results from Tables 2 to 4 are consistent with the view that individuals who only worked the Variable Entrance Requirement number of weeks, had an initial reaction to the EI reform of July 1996 – and increased their weeks of work by two. However, with the full implementation of EI reform in January 1997, individuals increased their weeks by even more than two.

The results from previous tables show that the reform did have some effect on the work pattern of individuals. The effects are noticed to be far stronger in Atlantic Canada than in the rest of the country. Two additional tables 5A and 5B provide a complete decomposition of claimants who lost their jobs during the third and fourth quarters of 1995 and 1997 respectively. This is useful in assessing to what extent claimants are

affected by the Divisor rule. The columns in the Table 5A and 5B give the various differences in the insured weeks of work and the Variable Entrance Requirements to be eligible for claims.

Although the bulk of the paper looks at the changes in claimant behaviour as a result of the Divisor, it is still useful to look at the overall impact. Table 5A shows the distribution of claimants before the Divisor was implemented. It shows that 2.57 percent of claimants were liable to receive the full reduction in benefits possible from the Divisor whereas 1.60 percent would experience a drop of one half of that.

Table 5B provides estimates of claimants who were unable to avoid the effects of the Divisor. The sum of the first two columns show that roughly two percent of claimants experienced a drop in benefits as a result of the Divisor. Thus, of the slightly more than about four percent of the claimants who were shown to be affected by the Divisor rule in Table 5A, two percent were able to avoid having their benefits drop, whereas the remainder experienced a decline.

Table 5A
Share and Number of Claimants with Difference Between Insured weeks and Variable Entrance Requirements

		Job loss date (95Q3-95Q4)			
		Difference in weeks			
Statistics		**0**	**1**	**2**	**2+**
Total	share	2.57	1.60	1.55	94.28
	number	3,188	3,188	3,188	3,188
Men	share	2.77	1.24	1.28	94.72
	number	1,914	1,914	1,914	1,914
Women	share	2.35	2.04	1.88	93.74
	number	1,273	1,273	1,273	1,273
Atlantic	share	12.41	5.14	3.53	78.92
	number	1,269	1,269	1,269	1,269
Youth	share	1.73	2.16	1.19	94.92
	number	409	409	409	409
Prime	share	2.43	1.62	1.54	94.42
	number	2,490	2,490	2,490	2,490
Old	share	3.95	0.71	2.28	93.06
	number	275	275	275	275

Source: COEP Survey (Cohorts 1 and 2)

Table 5B
Share and Number of Claimants with Difference Between Insured weeks and Variable Entrance Requirements

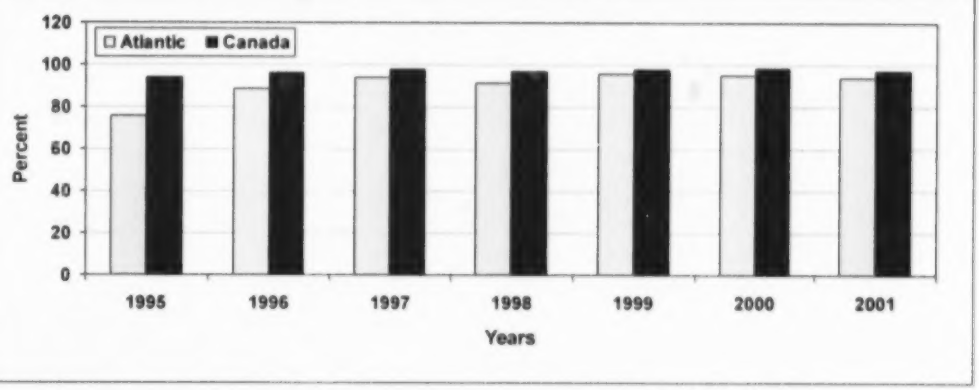
Statistics		Job loss date (97Q3-97Q4)			
		Difference in weeks			
		0	1	2	2+
Total	share	0.98	0.99	1.60	96.43
	number	3,892	3,892	3,892	3,892
Men	share	1.06	0.63	0.92	97.39
	number	2,265	2,265	2,265	2,265
Women	share	0.89	1.43	2.46	95.22
	number	1,626	1,626	1,626	1,626
Atlantic	share	3.46	2.00	2.48	92.06
	number	1,500	1,500	1,500	1,500
Youth	share	1.76	1.36	0.80	96.07
	number	450	450	450	450
Prime	share	0.79	0.94	1.77	96.5
	number	3,046	3,046	3,046	3,046
Old	share	1.64	1.01	1.17	96.17
	number	385	385	385	385

Source: COEP Survey (Cohorts 9 and 10)

5. *After EI Reform*

Further analysis was done to study any further changes since EI reform. With the current COEP data, seven years of consecutive third quarter data (years 1995 to 2001), are available. Statistical analysis, similar to that reported above was carried out using this data. The results indicate that an increased share of claimants were working two or more weeks than the entrance requirement. This share continued to increase from 1995 to 2001 except in 1998. Figure 5 shows a similar rise for Atlantic Canada and Canada. However, this rise is more pronounced for Atlantic Canada. It should be pointed out that share of those claimants who are having their benefits reduced has been falling as evidenced by the shrinking gap between the top of the bar graph and one hundred percent.

Figure 5
Year to Year Change
Share of Claimants with two or more weeks difference between insured weeks and Variable Entrance Requirements



6. Conclusions and Further Research

The Divisor rule, which reduces the benefit entitlement of those who file claims within two weeks of the Variable Entrance Requirement, appears to have been associated with a reduction in the number of people who file claims with only the minimum number of weeks/hours to qualify for benefits. This effect continues to grow in the second year after the initial job loss of respondents. Individuals continue to work more than the Variable Entrance Requirement number of weeks in their new jobs. Moreover, in 1997, there has been an increase in the number of individuals working two or more weeks above the Variable Entrance Requirement.

From a policy perspective, it is worth noting that the apparent effects of the Divisor rule are most pronounced in Atlantic Canada. This is consistent with other research that finds that the probability of leaving employment at the minimum number of weeks necessary to file a claim is more pronounced in regions of high unemployment.

Appendix

Divisor Rule

Starting June 30, 1996, in order to determine the average insured earnings, insured earnings from the last 12 to 20 weeks worked (depending on Variable Entrance Requirements of the economic region) are averaged over a number of weeks known as the Divisor.

The Divisor is the greater of:

- the number of weeks of insured earnings in the last 52 weeks (maximum of 20); or
- the number specified in the Divisor table (below).

Additional changes in January 1, 1997 include calculating the benefit rate on the basis of the average insured earnings in the last 26 weeks worked.

The Divisor is the greater of:

- the number of weeks of insured earnings in the 26 week period; or
- the number of weeks specified in the Divisor table (below).

Unemployment in region	Minimum # of weeks of work needed to qualify	Divisor
6% and under	20 weeks	20 (1996) – 22 (1997)
Over 6% to 7%	19 weeks	20 (1996) – 21 (1997)
Over 7% to 8%	18 weeks	20
Over 8% to 9%	17 weeks	19
Over 9% to 10%	16 weeks	18
Over 10% to 11%	15 weeks	17
Over 11% to 12%	14 weeks	16
Over 12% to 13%	13 weeks	15
Over 13%	12 weeks	14
Source: The New Employment Insurance System, HRDC, 1996.		

Technical Notes

1) Timing is key to understanding these results. It needs to be understood that the Divisor was implemented in the second half of 1996. It appears to have produced different results than it did in 1997 after the hours-based system and the rest of EI was implemented.

2) The timing of the COEP survey is also important. COEP was conducted for 10 quarters of ROEs over the period starting in the last half of 1995 and ending in the last half of 1997 plus each third quarter after that. For tabular analysis it is only reasonable to compare like quarters so as to avoid seasonal effects. Thus, the first two cohorts of COEP can be compared to cohorts 5 and 6 to get a sense of the first wave of EI reforms that were implemented in the second half of 1996. The second two cohorts of COEP, which includes job-losers in the first half of 1996, can be compared to the fourth two cohorts, which are based on the first half of 1997, to determine the impact of the second wave of EI reforms.

3) A simple summation of the insured weeks on the ROEs will be sufficient to determine eligibility for reasons other than NERE. For example, if the person quit one of the ROEs without just cause, then the hours on the ROE would not count. However, if the person quit the job to go to another job, then they would count. As well, in some cases abusers of the system will have to work more hours to qualify.

4) The data used has been weighted with weights derived by Statistics Canada to ensure that the COEP sample is made comparable to the overall population of job leavers.

Le dénominateur a-t-il changé le rapport entre les semaines d'emploi assurable et la norme d'admissibilité?

Rapport final

Évaluation de l'assurance-emploi
Évaluations stratégiques
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

avril 2003

SP-ML-016-04-03F
(also available in English)

Papier
ISBN : 0-662-75357-7
N° de cat. : RH63-2/016-04-03F

PDF
ISBN : 0-662-75358-5
N° de cat. : RH63-2/016-04-03F-PDF

HTML
ISBN : 0-662-75359-3
N° de cat. : RH63-2/016-04-03F-HTML

Table des matières

Sommaire i

1. Introduction 1

2. Données et méthode 3

3. Effets observés découlant du dénominateur : résultats graphiques 5

4. Effets observés découlant du dénominateur : résultats économétriques 9

5. Après la réforme de l'AE 15

6. Conclusions et recherches ultérieures 17

Annexe 19

Notes techniques 21

Liste des figures

Figure 1 Écart entre les semaines d'emploi assurable et les exigences de la norme variable d'admissibilité 6

Figure 2 Nombre de semaines d'emploi assurable 7

Figure 3 Répartition des taux de chômage selon les prestataires visés par l'ECPIE 7

Figure 4 Répartition selon la norme variable d'admissibilité 8

Figure 5 Variation d'une année à l'autre. Proportion des prestataires présentant un écart de deux semaines ou plus entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences de la norme variable d'admissibilité 15

Liste des tableaux

Tableau 1 Comparaison des cohortes 9

Tableau 2 Proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspond aux exigences de la NVA 10

Tableau 3 Proportion des prestataires comptant deux semaines d'emploi assurable de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité 11

Tableau 4 Proportion des prestataires comptant plus de deux semaines d'emploi assurable supplémentaires par rapport au nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité 12

Tableau 5A Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA 13

Tableau 5B Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA 14

Sommaire

Sous le régime de l'assurance-chômage (AC), des études d'évaluation ont révélé que certains prestataires travaillaient tout juste le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité (NVA) en vue d'établir leur admissibilité aux prestations et de présenter ensuite une demande d'AC. Pour décourager cette pratique, la « règle du dénominateur » a été adoptée durant l'étape initiale de la réforme de l'assurance-emploi (AE), en juillet 1996.

Depuis l'entrée en vigueur de la « règle du dénominateur », les personnes doivent s'attendre à toucher des prestations réduites si elles travaillent seulement le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la NVA. Pour être admissibles à des prestations d'AE intégrales, elles doivent travailler l'équivalent de deux semaines de plus que le nombre de semaines établi selon la NVA.

Afin d'examiner si le dénominateur incite les particuliers à travailler davantage que ce que prévoit la norme variable d'admissibilité, le présent rapport de suivi :

- compare le nombre de semaines établi en vertu de la NVA avec le nombre réel de semaines et d'heures travaillées par les prestataires particuliers;
- examine les changements dans ce rapport au fil du temps.

Données et méthode

Le présent rapport de contrôle est fondé sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Les données ont servi à estimer le nombre de semaines ou d'heures que doit accumuler une personne pour avoir droit à l'AC/AE selon la NVA établie pour sa région. Cette estimation est ensuite comparée au nombre réel de semaines ou d'heures que la personne a indiqué sur sa demande d'AC/AE.

Dans la première partie de l'analyse, des graphiques permettent de brosser le tableau de la répartition intégrale des écarts entre la norme variable d'admissibilité et le nombre réel de semaines ou d'heures de travail. Une analyse de régression est ensuite effectuée afin d'évaluer la signification statistique des écarts observés.

L'analyse repose essentiellement sur la comparaison des résultats de cinq paires de cohortes constituées à partir des 10 cohortes de l'ECPIE. Ces paires ont été formées de façon à correspondre à cinq périodes : les six derniers mois de 1995 (c.-à-d. une période d'AC), les six premiers mois de 1996 (c.-à-d. une période d'AC), les six derniers mois de 1996 (c.-à-d. les mois qui ont suivi la mise en œuvre de l'AE en juillet 1996), les six premiers mois de 1997 (c.-à-d. les mois qui ont suivi les changements apportés à l'AE en janvier 1997), et enfin les six derniers mois de 1997.

Principales constatations

Il y a eu diminution de la proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspondait tout juste à celui établi selon la NVA. Plus précisément, le nombre de prestataires qui ont satisfait seulement aux exigences minimales de la NVA a diminué, passant de 2,57 p. 100 au cours du second semestre de 1995, à 1,69 p. 100 au cours du second semestre de 1996, et à environ 0,98 p. 100 au cours du second semestre de 1997.

La diminution du pourcentage de prestataires qui comptaient seulement le nombre minimal de semaines d'emploi assurable exigé en vertu de la NVA était plus marquée chez les hommes que chez les femmes, et plus prononcée dans le Canada atlantique que dans les autres régions. En effet, dans le Canada atlantique, la proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspondait tout juste à celui établi selon la NVA a diminué, passant de 12,41 p. 100 au cours du second semestre de 1995 à 5,85 p. 100 au cours du second semestre de 1996, puis à 3,46 p. 100 au cours du second semestre de 1997.

Un examen de la proportion des prestataires qui ont travaillé seulement deux semaines de plus que les exigences minimales de la NVA (c.-à-d. qui ont satisfait à la nouvelle norme du dénominateur minimal) révèle que cette proportion s'est accrue, passant de 1,55 p. 100 au cours du second semestre de 1995 à 2,45 p. 100 au cours du second semestre de 1996. Toutefois, cette tendance ne s'est pas maintenue durant le second semestre de 1997 (où la proportion a chuté pour s'établir à 1,60 p. 100).

Si l'on s'attarde au pourcentage des prestataires qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport aux exigences minimales de la NVA, les résultats montrent qu'entre la seconde moitié de 1995 et la seconde moitié de 1996, les proportions sont demeurées pratiquement les mêmes, soit 94 p. 100. En 1997, toutefois, la proportion a augmenté de 2 points environ, pour s'établir à 96 p. 100.

Dans la plupart des régions du Canada, la proportion de prestataires des deux sexes qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport aux exigences minimales de la NVA affichent une tendance semblable. La seule exception notable a été observée dans le Canada atlantique, où la proportion des prestataires qui ont travaillé davantage que le nombre minimal établi selon la NVA, et non pas seulement deux semaines de plus, a augmenté de 13 points par rapport à la seconde moitié de 1995, passant de 78,92 p. 100 au cours du second semestre de 1995 à 86,07 p. 100 au cours du second semestre de 1996, puis à environ 92 p. 100 au cours du second semestre de 1997.

Il est possible de conclure de façon générale que la mise en application de la règle du dénominateur a eu pour effet de réduire le nombre de personnes qui ont présenté une demande de prestations après avoir travaillé seulement le nombre minimal de semaines ou d'heures établi selon la NVA. Parallèlement, la proportion des personnes qui ont travaillé deux semaines de plus que les exigences minimales de la NVA ou davantage s'est accrue, le nombre de semaines de travail étant même supérieur à deux à la suite de la mise en œuvre intégrale de l'AE, en janvier 1997.

1. Introduction

Sous le régime de l'assurance-chômage (AC), une étude d'évaluation antérieure a révélé que certains prestataires travaillaient tout juste le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité (NVA), puis présentaient une demande de prestations[1]. Afin de décourager cette pratique, la « règle du dénominateur » a été adoptée dans le cadre de la réforme de l'AE. Suivant la « règle du dénominateur », les personnes peuvent toucher des prestations réduites si elles travaillent seulement le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la NVA pour être admissibles aux prestations. Pour avoir droit à des prestations d'AE intégrales, il est nécessaire de travailler au moins deux semaines de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité. Ainsi, le montant des prestations est calculé en divisant la rémunération totale que le prestataire a touchée au cours de la dernière période de 26 semaines, soit par le nombre de semaines de travail, soit par le dénominateur, le nombre le plus élevé étant retenu[2].

Si la règle du dénominateur se révèle efficace, un moins grand nombre de personnes devraient toucher des prestations en ayant travaillé seulement le nombre minimal de semaines ou d'heures d'emploi assurable établi selon la NVA pour leur région. C'est pourquoi, afin d'examiner si la règle du dénominateur incite les particuliers à travailler davantage que ce que prévoit la NVA, le présent rapport de contrôle :

- compare le nombre minimal de semaines ou d'heures de travail établi selon la NVA avec le nombre de semaines ou d'heures travaillées par la personne qui a quitté son emploi;
- examine les changements dans ce rapport au fil du temps.

---

1 Se reporter au document intitulé *L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada*, David Green et Craig Riddell, Évaluation des programmes, 1995, p. 25.

2 Se reporter à l'annexe 1 pour obtenir des renseignements précis sur la « règle du dénominateur ».

2. Données et méthode

Le présent rapport de contrôle est fondé sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Celle-ci permet de recueillir un vaste éventail de renseignements personnels et liés à l'emploi auprès de personnes qui ont connu une cessation d'emploi et qui sont inscrites dans le fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC. Chaque répondant a été interviewé deux fois à la suite de sa cessation d'emploi, qui est à l'origine de sa participation à l'enquête. Depuis juillet 1996, l'ECPIE a recueilli des renseignements sur 17 cohortes au total[3] :

- les cohortes 1 à 4 ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres qui ont précédé la réforme de l'assurance-emploi (AE) (du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996);
- les cohortes 5 et 6 ont connu une cessation d'emploi au cours de la mise en œuvre progressive de l'AE (troisième trimestre de 1996 et quatrième trimestre de 1996);
- les cohortes 7 à 10 ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres qui ont suivi la réforme de l'AE (du premier trimestre de 1997 au quatrième trimestre de 1997);
- la cohorte 13 a connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1998 (deux ans après l'étape initiale de l'entrée en vigueur de la *Loi sur l'assurance-emploi*);
- la cohorte 17 a connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1999 (trois ans après l'étape initiale de l'entrée en vigueur de la *Loi sur l'assurance-emploi*);
- les cohortes 21 à 25 ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres allant du troisième trimestre de 2000 au troisième trimestre de 2001, soit de quatre à cinq ans après la mise en œuvre initiale de la réforme de l'AE.

Ces données ont servi à estimer le nombre de semaines ou d'heures que doit travailler une personne pour être admissible à l'AC/AE, selon la NVA, ainsi qu'à comparer cette estimation avec le nombre réel de semaines ou d'heures que la personne a indiqué sur sa demande de prestations d'AC/AE.

La première partie de l'analyse comporte des graphiques qui permettent de brosser le tableau de la répartition intégrale des écarts entre la NVA et le nombre réel de semaines ou d'heures de travail. Dans la seconde partie, une analyse de régression est effectuée en vue d'évaluer la signification statistique des changements observés.

---

[3] Pour de plus amples renseignements sur l'ECPIE de 1996, consulter le rapport intitulé *COEP as a Tool for Legislative Oversight, Monitoring, and Evaluation.*

3. *Effets observés découlant du dénominateur : résultats graphiques*

Les résultats de base sont présentés à la figure 1, où les cohortes 1 et 2 de l'ECPIE sont comparées avec les cohortes 5 et 6 depuis l'adoption de la règle du dénominateur au cours de l'étape initiale de la réforme de l'AE, en juillet 1996. Les cohortes 1 et 2 comprennent les personnes ayant connu une cessation d'emploi au cours du second semestre de 1995, tandis que les cohortes 5 et 6 sont constituées de personnes qui ont connu une cessation d'emploi au cours de la seconde moitié de 1996. Ainsi, la figure 1 compare six mois d'une période d'AC avec les six premiers mois de la période de réforme de l'AE. Durant l'étape initiale de la réforme de l'AE, le régime fondé sur les heures, tel que prévu dans la nouvelle loi, n'avait toujours pas été mis en œuvre; c'est pourquoi les calculs sont effectués en fonction des semaines.

L'axe horizontal montre l'écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable servant à établir une période de prestations et l'estimation du nombre minimal de semaines donnant droit aux prestations selon la norme variable d'admissibilité applicable à la région. La valeur zéro indique que la personne a présenté une demande répondant aux exigences de la NVA[4]. Un nombre positif signifie que le prestataire a travaillé plus longtemps que le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA avant de présenter une demande d'AC/AE. Ces valeurs estimatives ne tiennent pas compte des nombreuses autres raisons de l'inadmissibilité à l'AE, telles que les règles qui régissent les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA).

La figure 1 comprend deux tracés. On y voit l'écart entre le nombre minimal de semaines d'emploi assurable établi selon la norme variable d'admissibilité (ligne pleine) et les tendances dans les semaines d'emploi assurable (ligne pointillée) pour les périodes qui ont précédé et suivi la réforme de l'AE. Le diagramme fait ressortir un certain nombre d'éléments.

- Au seuil d'admissibilité, où les exigences de la norme variable d'admissibilité sont satisfaites, c.-à-d. la valeur zéro, il y a la moitié moins de prestataires après l'entrée en vigueur de la réforme de l'AE par rapport à la période qui l'a précédée. Cela démontre que, depuis l'adoption de la règle du dénominateur, la proportion des personnes qui ont travaillé tout juste le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA avant de présenter une demande de prestations d'AC/AE a diminué de façon assez importante. De plus, le nombre de demandes de prestations aux termes de l'AE est plus élevé juste au-delà du seuil, soit la valeur correspondant à zéro semaine, ce qui dénote un accroissement du nombre de semaines travaillées après la réforme de l'AE.

---

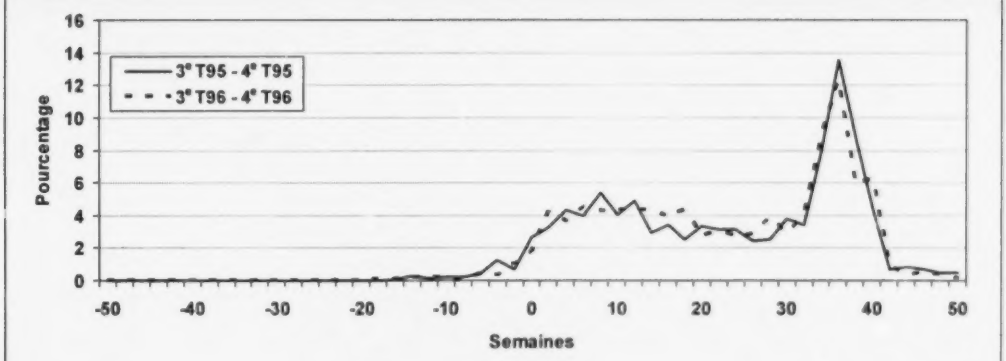
[4] Il semble qu'un nombre infime de prestataires aient eu droit à des prestations même s'ils n'avaient pas travaillé le nombre minimal de semaines exigé. Cette anomalie peut être attribuable à des données erronées ou au fait que ces prestataires étaient admissibles à un programme spécial de formation, etc.

- L'important pic presque à la fin du tracé représente les personnes qui ont travaillé plus de 52 semaines. Cette remontée appréciable est observée à la fin du tracé parce que les personnes ayant une longue période d'emploi sont enregistrées comme si elles comptaient seulement 52 semaines de rémunération assurable, ce qui produit un pic à la valeur 52, de laquelle est retranché le nombre de semaines minimal (selon la NVA). À titre d'exemple, une personne peut avoir travaillé 70 semaines durant la période d'emploi la plus récente. Sur ces 70 semaines, seulement 52 semaines de gains assurables peuvent servir à établir la période de prestations. Supposons que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité est fixé à 16, alors l'écart entre les semaines d'emploi assurable et le nombre de semaines établi selon la NVA sera de 36, soit exactement où se situe le pic.

- En outre, le pic dans les données qui correspondent à 10 semaines environ est probablement attribuable aux DEREMPA.

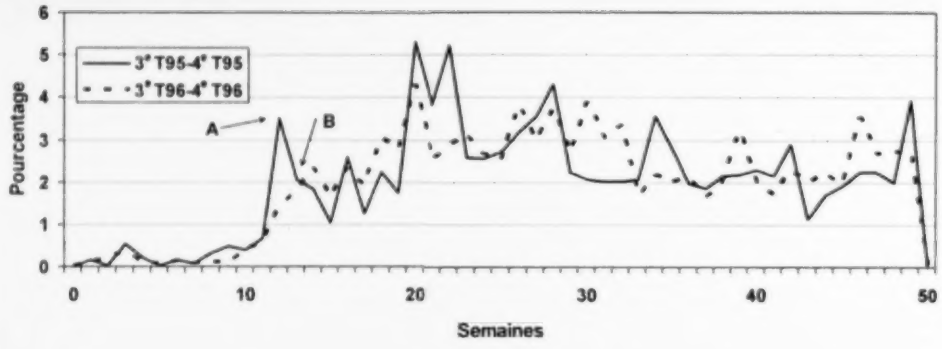
Les facteurs sous-jacents aux changements décrits à la figure 1 sont examinés dans les figures 2 à 4.

Figure 1
Écart entre les semaines d'emploi assurable et les exigences de la norme variable d'admissibilité



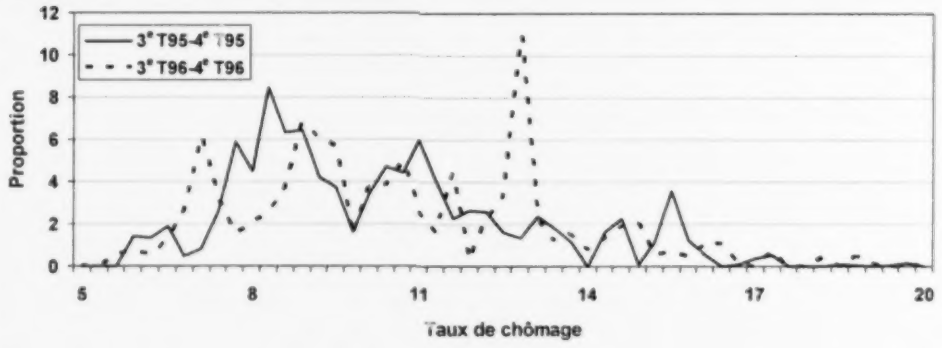
La figure 2 montre la répartition des semaines d'emploi assurable. Il faut préciser que tous les RE au début de la période de prestations sont pris en compte. Dans l'ensemble du diagramme, on relève un déplacement distinct vers la droite à mesure que s'accroît le nombre de semaines d'emploi assurable après la réforme de l'AE. Par exemple, il y a un écart marqué entre le point A et le point B en ce qui a trait au nombre de semaines d'emploi assurable, ce qui est attribuable au fait que les personnes ont travaillé deux semaines de plus.

Figure 2
Nombre de semaines d'emploi assurable



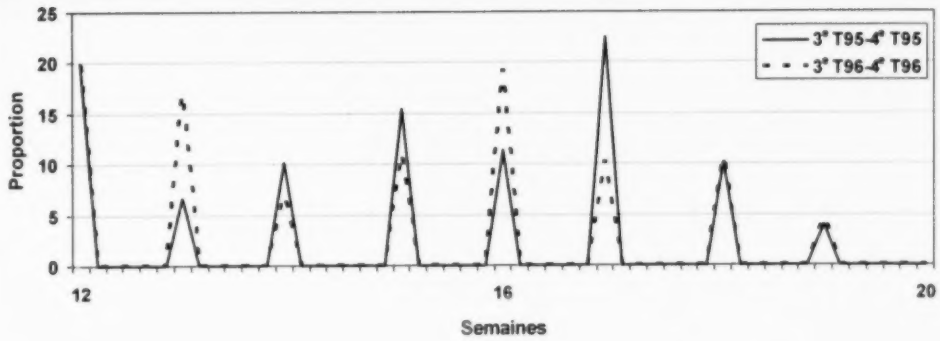
Une autre explication possible est examinée à la figure 3, qui montre les taux de chômage dans les régions économiques où les personnes ont présenté une demande de prestations. Si les taux de chômage ont diminué, cela pourrait aussi expliquer le fait que les personnes ont travaillé deux semaines de plus. Toutefois, il semble y avoir eu peu de changements, sauf le pic inexpliqué dans le tracé 3eT96-4eT96, qui correspond à un taux de chômage de 12,5 p. 100.

Figure 3
Répartition des taux de chômage selon les prestataires visés par l'ECPIE



L'absence de variation dans les taux de chômage dénote une absence de variation dans les exigences en matière d'admissibilité. Cet état de fait est illustré à la figure 4.

Figure 4
Répartition selon la norme variable d'admissibilité



4. *Effets observés découlant du dénominateur : résultats économétriques*

Trois régressions ont été effectuées pour évaluer les changements associés à la réforme de l'AE relativement à l'écart entre la norme variable d'admissibilité et les semaines d'emploi assurable.

Ces régressions ont porté sur les paires de cohortes constituées à partir des 10 cohortes de l'ECPIE[5], tel que présenté sous la forme d'un schéma dans le tableau 1 qui suit. Ces paires ont été formées de façon à correspondre à cinq périodes :

- les cohortes 1 et 2 correspondent au second semestre de 1995 (c.-à-d. une période d'AC);
- les cohortes 3 et 4 correspondent au premier semestre de 1996 (c.-à-d. une période d'AC);
- les cohortes 5 et 6 correspondent au second semestre de 1996 (c.-à-d. les six premiers mois qui ont suivi les changements apportés à l'AE en juillet 1996);
- les cohortes 7 et 8 correspondent au premier semestre de 1997 (c.-à-d. les six premiers mois qui ont suivi les changements apportés à l'AE en janvier 1997);
- les cohortes 9 et 10 correspondent au second semestre de 1997.

Dans les tableaux 2 à 4, les rangées « Total » présentent les résultats pour tous les prestataires d'AC/AE. La « stat-t » désigne la variable de signification statistique du changement dans la proportion par rapport à celle de l'année qui s'ouvre. Étant donné que chaque colonne représente deux cohortes, ou une période de six mois, la « stat-t » pour les cohortes 1 et 2 compare ces dernières avec les cohortes 5 et 6. La « stat-t » pour les cohortes 3 et 4 sert à établir une comparaison entre ces cohortes et les cohortes 7 et 8. De la même façon, les cohortes 5 et 6 sont comparées aux cohortes 9 et 10. Cette façon de procéder permet de prendre en compte la saisonnalité.

Tableau 1
Comparaison des cohortes

	1er T	2e T	3e T	4e T
1995			1	2
1996	3	4	5	6
1997	7	8	9	10

[5] La somme des proportions indiquées dans les tableaux 2, 3 et 4 n'est pas égale à 100 parce que les personnes qui ont travaillé une semaine de plus que les exigences minimales ne sont pas comprises dans les tableaux.

Le tableau 2 montre la proportion des prestataires qui ont tout juste travaillé le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité. À titre d'exemple, la proportion de tous les prestataires dans les cohortes 1 et 2 (correspondant au second semestre de 1995) était de 2,57 p. 100. Cette proportion a chuté, passant à 1,69 p. 100 à la suite de la réforme de l'AE (c.-à-d. le second semestre de 1996). Cette diminution s'est poursuivie avec les cohortes 7 et 8 (c.-à-d. les six premiers mois de 1997) et les cohortes 9 et 10.

Tableau 2
Proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspond aux exigences de la NVA

	Cohorte	1 et 2	3 et 4	5 et 6	7 et 8	9 et 10
Statistiques	(date de cessation d'emploi)	(3eT95-4eT95)	(1reT96-2eT96)	(3eT96-4eT96)	(1reT97-2eT97)	(3eT97-4eT97)
Total	proportion	2,57	1,35	1,69	0,75	0,98
	stat-t	2,31	1,65	2,13	0,00	0,00
	nombre	3 188	4 452	4 052	3 607	3 892
Hommes	proportion	2,77	0,85	1,27	0,97	1,06
	stat-t	2,95	-0,28	0,51	0,00	0,00
	nombre	1 914	2 259	2 269	1 631	2 265
Femmes	proportion	2,35	1,79	2,18	0,59	0,89
	stat-t	0,28	2,04	2,45	0,00	0,00
	nombre	1 273	2 193	1 783	1 976	1 626
Atlantique	proportion	12,41	5,31	5,85	2,19	3,46
	stat-t	5,14	4,14	2,04	0,00	0,00
	nombre	1 269	1 591	1 464	1 250	1 500
Québec	proportion	1,13	1,81	1,46	0,49	0,66
	stat-t	-0,43	1,35	1,22	0,00	0,00
	nombre	389	564	567	494	555
Ontario	proportion	0,80	0,37	0,38	0,26	0,00
	stat-t	0,69	0,32	1,00	0,00	0,00
	nombre	312	516	472	467	360
Prairies	proportion	0,70	0,38	0,93	0,14	0,21
	stat-t	-0,35	1,08	1,51	0,00	0,00
	nombre	878	1 192	1 063	858	1 040
Colombie-Britannique	proportion	0,50	0,82	1,20	1,88	1,59
	stat-t	-1,11	-0,90	-0,40	0,00	0,00
	nombre	340	589	486	538	437

Nota : 1. Une valeur t de 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique dont le degré de confiance est de 95 % (90 %).
Source des données : ECPIE

Les deuxième et troisième rangées présentent des résultats distincts pour les hommes et les femmes. Ces résultats montrent que la diminution est plus importante chez les hommes que chez les femmes, ce que confirme la valeur « stat-t » indiquée.

Le tableau 2 révèle également que les effets sont beaucoup plus importants dans le Canada atlantique qu'ailleurs au pays. En effet, dans le Canada atlantique, la proportion des prestataires qui n'ont travaillé que le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la NVA était de 12,41 p. 100 au cours du second semestre de 1995. Ce taux a chuté, pour s'établir à 5,85 p. 100 au cours de la seconde moitié de 1996, puis a subi une autre baisse, pour se fixer à 3,46 p. 100 au cours de la seconde moitié de 1997.

Étant donné que moins de personnes ont travaillé tout juste le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA pour établir leur admissibilité, on peut se demander quel comportement elles ont adopté. Il se peut qu'en raison de la règle du dénominateur, les prestataires aient travaillé seulement deux semaines de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA pour avoir droit aux prestations, c.-à-d. de façon à satisfaire au dénominateur minimal. Ce phénomène est examiné au tableau 3. La comparaison des cohortes 1 et 2 (c.-à-d. le second semestre de 1995) avec les cohortes 5 et 6 (c.-à-d. le second semestre de 1996) montre un accroissement de la proportion des prestataires qui comptaient seulement deux semaines d'emploi assurable supplémentaires. Toutefois, il convient de souligner que cette hausse ne s'est pas maintenue en 1997. Le tableau 3 montre également que cette tendance s'est manifestée chez les hommes et chez les femmes, ainsi que dans la plupart des régions du Canada.

Tableau 3
Proportion des prestataires comptant deux semaines d'emploi assurable de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité

	Cohorte	1 et 2	3 et 4	5 et 6	7 et 8	9 et 10
Statistiques	(date de cessation d'emploi)	(3e T95-4e T95)	(1re T96-2e T96)	(3e T96-4e T96)	(1re T97-2e T97)	(3e T97-4e T97)
Total	proportion	1,55	1,04	2,45	0,80	1,60
	stat-t	-1,85	0,60	1,64	0,00	0,00
	nombre	3 188	4 452	4 052	3 607	3 892
Hommes	proportion	1,28	0,73	2,45	0,78	0,92
	stat-t	-2,07	-0,14	2,95	0,00	0,00
	nombre	1 914	2 259	2 269	1 631	2 265
Femmes	proportion	1,88	1,32	2,46	0,81	2,46
	stat-t	-0,69	0,73	0,00	0,00	0,00
	nombre	1 273	2 193	1 783	1 976	1 626
Atlantique	proportion	3,53	1,74	5,58	2,06	2,48
	stat-t	-2,36	-0,52	3,96	0,00	0,00
	nombre	1 269	1 591	1 464	1 250	1 500
Québec	proportion	2,09	0,69	2,68	0,30	1,58
	stat-t	-0,47	0,85	0,96	0,00	0,00
	nombre	389	564	567	494	555
Ontario	proportion	0,68	1,11	0,92	0,34	1,61
	stat-t	-0,38	0,68	-0,63	0,00	0,00
	nombre	312	516	472	467	360
Prairies	proportion	1,34	1,25	1,34	0,97	1,32
	stat-t	0,00	0,41	0,03	0,00	0,00
	nombre	878	1 192	1 063	858	1 040
Colombie-Britannique	proportion	0,07	0,91	2,80	1,63	1,00
	stat-t	-2,62	-0,82	1,51	0,00	0,00
	nombre	340	589	486	538	437

Nota : 1. Une valeur t de 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique dont le degré de confiance est de 95 % (90 %).
Source des données : ECPIE

Le tableau 4 montre la proportion des personnes qui ont travaillé davantage que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité, et non pas seulement deux semaines de plus. Le tableau comprend, et de loin, la majorité des prestataires. La fluctuation dans les totaux est notable. Entre le second semestre de 1995 (c.-à-d. les cohortes 1 et 2) et le second semestre de 1996 (c.-à-d. les cohortes 5 et 6), la proportion est demeurée pratiquement inchangée, s'établissant à 94 p. 100. Toutefois, au cours de la seconde moitié de 1997, la proportion s'est accrue de deux points, pour atteindre 96 p. 100 environ.

Tableau 4
Proportion des prestataires comptant plus de deux semaines d'emploi assurable supplémentaires par rapport au nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité

	Cohorte	1 et 2	3 et 4	5 et 6	7 et 8	9 et 10
Statistiques	(date de cessation d'emploi)	(3eT95-4eT95)	(1eT96-2eT96)	(3eT96-4eT96)	(1eT97-2eT97)	(3eT97-4eT97)
Total	proportion	94,28	96,72	94,22	97,50	96,43
	stat-t	0,08	-1,16	-3,11	0,00	0,00
	nombre	3 188	4 452	4 052	3 607	3 892
Hommes	proportion	94,72	97,47	94,68	96,77	97,39
	stat-t	0,04	0,72	-3,36	0,00	0,00
	nombre	1 914	2 259	2 269	1 631	2 265
Femmes	proportion	93,74	96,06	93,67	98,01	95,22
	stat-t	0,05	-2,00	-1,26	0,00	0,00
	nombre	1 273	2 193	1 783	1 976	1 626
Atlantique	proportion	78,92	90,61	86,07	94,39	92,06
	stat-t	-4,22	-3,41	-4,04	0,00	0,00
	nombre	1 269	1 591	1 464	1 250	1 500
Québec	proportion	95,49	96,55	95,03	98,71	96,65
	stat-t	0,26	-1,74	-1,11	0,00	0,00
	nombre	389	564	567	494	555
Ontario	proportion	97,96	98,25	96,77	97,65	98,37
	stat-t	0,94	0,38	-1,12	0,00	0,00
	nombre	312	516	472	467	360
Prairies	proportion	96,50	96,90	95,94	98,48	97,21
	stat-t	0,48	-1,62	-1,12	0,00	0,00
	nombre	878	1 192	1 063	858	1 040
Colombie-Britannique	proportion	98,80	97,82	94,02	96,00	96,35
	stat-t	3,05	1,20	-1,24	0,00	0,00
	nombre	340	589	486	538	437

Nota : 1. Une valeur de t 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique dont le degré de confiance est de 95 % (90 %).
Source de données : ECPIE

Une tendance semblable a été observée chez les prestataires des deux sexes qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport aux exigences minimales de la NVA, ainsi que dans la plupart des régions du Canada. Une exception notable toutefois est le Canada atlantique, où la proportion des prestataires qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport à la NVA a connu une hausse de 13 points à partir du second semestre de 1995, passant de 78,92 p. 100 à 86,07 p. 100 au cours du second semestre de 1996, puis à environ 92 p. 100 au cours de la seconde moitié de 1997.

Les résultats des tableaux 2 à 4, dans leur ensemble, sont conformes au principe voulant que les personnes qui ont travaillé tout juste le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA aient réagi à la suite de la réforme de l'AE, amorcée en juillet 1996, en travaillant deux semaines de plus. Toutefois, à la suite de la mise en œuvre intégrale de la réforme de l'AE, en janvier 1997, le nombre de semaines de travail supplémentaires a même été supérieur à deux.

Les résultats des tableaux précédents montrent que la réforme a eu une certaine incidence sur le régime de travail des particuliers. Les effets se révèlent beaucoup plus importants dans le Canada atlantique qu'ailleurs au pays. Les tableaux 5A et 5B présentent une répartition complète des prestataires qui ont perdu leur emploi au cours des troisième et quatrième trimestres de 1995 et de 1997 respectivement, ce qui permet d'évaluer dans quelle mesure les prestataires ont été touchés par la règle du dénominateur. Les colonnes des tableaux 5A et 5B présentent divers écarts entre les semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA servant à établir l'admissibilité aux prestations.

Bien que le présent rapport porte essentiellement sur les changements dans le comportement des prestataires après l'adoption de la règle du dénominateur, il est intéressant d'examiner les répercussions globales. Le tableau 5A montre la répartition des prestataires avant la mise en application de la règle du dénominateur. On constate que 2,57 p. 100 des prestataires risquaient d'être touchés par une réduction intégrale des prestations en raison du dénominateur, tandis que 1,60 p. 100 toucheraient des prestations réduites de moitié.

Le tableau 5B présente des estimations relatives aux prestataires qui n'ont pu éviter les effets du dénominateur. La somme des deux premières colonnes montre qu'environ 2 p. 100 des prestataires ont touché des prestations réduites en raison du dénominateur. Ainsi, parmi les prestataires qui ont été touchés par la règle du dénominateur, soit un peu plus de 4 p. 100, comme le montre le tableau 5A, 2 p. 100 ont pu éviter une réduction de leurs prestations, alors que les autres ont touché des prestations réduites.

Tableau 5A
Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA

Statistiques		Date de cessation d'emploi (3e T95-4e T95) Écart entre les semaines 0	1	2	2+
Total	proportion	2,57	1,60	1,55	94,28
	nombre	3 188	3 188	3 188	3 188
Hommes	proportion	2,77	1,24	1,28	94,72
	nombre	1 914	1 914	1 914	1 914
Femmes	proportion	2,35	2,04	1,88	93,74
	nombre	1 273	1 273	1 273	1 273
Atlantique	proportion	12,41	5,14	3,53	78,92
	nombre	1 269	1 269	1 269	1 269
Jeunes	proportion	1,73	2,16	1,19	94,92
	nombre	409	409	409	409
Âge intermédiaire	proportion	2,43	1,62	1,54	94,42
	nombre	2 490	2 490	2 490	2 490
Personnes âgées	proportion	3,95	0,71	2,28	93,06
	nombre	275	275	275	275

Source : ECPIE (cohortes 1 et 2)

Tableau 5B
Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA

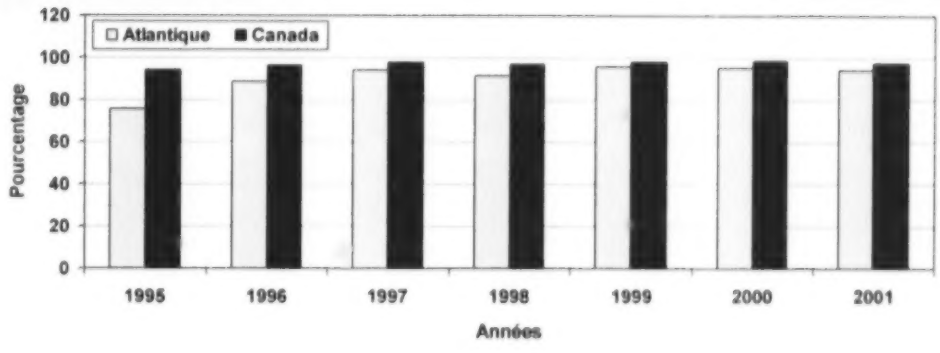
Statistiques		Date de cessation d'emploi (3e T97-4e T97)			
		Écart entre les semaines			
		0	1	2	2+
Total	proportion	0,98	0,99	1,60	96,43
	nombre	3 892	3 892	3 892	3 892
Hommes	proportion	1,06	0,63	0,92	97,39
	nombre	2 265	2 265	2 265	2 265
Femmes	proportion	0,89	1,43	2,46	95,22
	nombre	1 626	1 626	1 626	1 626
Atlantique	proportion	3,46	2,00	2,48	92,06
	nombre	1 500	1 500	1 500	1 500
Jeunes	proportion	1,76	1,36	0,80	96,07
	nombre	450	450	450	450
Âge intermédiaire	proportion	0,79	0,94	1,77	96,5
	nombre	3 046	3 046	3 046	3 046
Personnes âgées	proportion	1,64	1,01	1,17	96,17
	nombre	385	385	385	385

Source : ECPIE (cohortes 9 et 10)

5. *Après la réforme de l'AE*

Une analyse ultérieure a été effectuée pour examiner les autres changements qui ont découlé de la réforme de l'AE. Grâce aux données actuelles de l'ECPIE, on dispose de renseignements sur les troisièmes trimestres pour sept années consécutives (de 1995 à 2001). Une analyse statistique, semblable à celle dont il a été question précédemment, a été effectuée à l'aide de ces données. Les résultats révèlent qu'une proportion accrue de prestataires ont travaillé deux semaines supplémentaires ou plus par rapport aux exigences minimales de la norme d'admissibilité. Cette proportion a continué de s'accroître de 1995 à 2001, sauf en 1998. La figure 5 montre que le Canada atlantique et les autres régions du pays affichent une hausse comparable, bien que celle-ci soit plus marquée dans le Canada atlantique. Il convient de souligner que la proportion des personnes qui touchent des prestations réduites diminue, comme le montre l'écart décroissant entre le sommet du graphique à barres et le taux de 100 p. 100.

Figure 5
Variation d'une année à l'autre
Proportion des prestataires présentant un écart de deux semaines ou plus entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences de la norme variable d'admissibilité



6. *Conclusions et recherches ultérieures*

La règle du dénominateur, qui a pour effet de réduire les prestations des personnes dont la demande correspond aux exigences minimales de la NVA, semble être associée à la baisse du nombre de personnes qui présentent une demande après avoir travaillé tout juste le nombre minimal de semaines ou d'heures ouvrant droit aux prestations. Cet effet continue de s'accroître au cours de la deuxième année qui suit la perte d'emploi initiale des répondants. Les personnes qui occupent un nouveau poste ont tendance à travailler davantage que le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité. De plus, en 1997, il y a eu une hausse du nombre de personnes qui ont travaillé deux semaines supplémentaires ou davantage que ce que prévoyait la norme variable d'admissibilité.

D'un point de vue stratégique, il convient de souligner que les effets apparents de la règle du dénominateur sont plus importants dans le Canada atlantique. Cette constatation concorde avec les conclusions d'autres recherches, selon lesquelles il est plus probable que les travailleurs dans les régions où le taux de chômage est élevé quittent leur emploi après avoir travaillé le nombre minimal de semaines nécessaire pour établir leur admissibilité aux prestations.

Annexe

Règle du dénominateur

À compter du 30 juin 1996, afin de déterminer la rémunération assurable moyenne, on a commencé à établir la moyenne des gains assurables touchés au cours des 12 à 20 dernières semaines de travail (en fonction de la norme variable d'admissibilité dans une région économique donnée) par rapport au nombre de semaines qu'on désigne comme le dénominateur.

Le dénominateur correspond au nombre le plus élevé :

- soit le nombre de semaines de rémunération assurable au cours des 52 dernières semaines (maximum de 20);
- soit le nombre indiqué dans le tableau des dénominateurs (ci-dessous).

D'autres modifications ont été apportées le 1er janvier 1997, notamment en ce qui a trait au calcul du taux de prestations basé sur la rémunération assurable moyenne touchée au cours des 26 dernières semaines de travail.

Le dénominateur correspond au nombre le plus élevé :

- soit le nombre de semaines de rémunération assurable au cours de la période de 26 semaines;
- soit le nombre de semaines indiquées dans le tableau sur les dénominateurs (ci-dessous).

Taux de chômage dans la région	Nombre minimal de semaines de travail exigé aux fins de l'admissibilité	Dénominateur
6 % et moins	20 semaines	20 (1996) – 22 (1997)
Plus de 6 % à 7 %	19 semaines	20 (1996) – 21 (1997)
Plus de 7 % à 8 %	18 semaines	20
Plus de 8 % à 9 %	17 semaines	19
Plus de 9 % à 10 %	16 semaines	18
Plus de 10 % à 11 %	15 semaines	17
Plus de 11 % à 12 %	14 semaines	16
Plus de 12 % à 13 %	13 semaines	15
Plus de 13 %	12 semaines	14

Source : Le nouveau régime d'assurance-emploi, DRHC, 1996

Notes techniques

1) Le choix de la période est essentiel pour bien comprendre les résultats. Il ne faut pas oublier que la règle du dénominateur a été mise en œuvre au cours de la seconde moitié de 1996. Cette règle semble avoir entraîné des résultats différents de ceux de 1997, c'est-à-dire après l'entrée en vigueur du régime fondé sur les heures et la mise en œuvre intégrale de la réforme de l'AE.

2) Il importe également de tenir compte du cycle de l'ECPIE. Cette enquête a été menée pendant 10 trimestres au cours desquels des RE ont été émis, c.-à-d. à compter du second trimestre de 1995 jusqu'au dernier semestre de 1997, et chaque troisième trimestre par la suite. Pour les besoins de l'analyse tabulaire, il convient de comparer seulement les mêmes trimestres de façon à éviter les effets saisonniers. Ainsi, une comparaison des deux premières cohortes de l'ECPIE avec les cohortes 5 et 6 donne une indication des effets de la première série de réformes de l'AE, qui ont été mises en œuvre au cours du second semestre de 1996. Les deux cohortes suivantes de l'ECPIE, qui comprennent les personnes ayant connu une cessation d'emploi au cours du premier semestre de 1996, peuvent être comparées aux deux cohortes de la quatrième période, qui correspondent à la première moitié de 1997, afin de déterminer l'incidence de la seconde série de réformes de l'AE.

3) Il suffit de faire la somme des semaines d'emploi assurable indiquées sur les RE pour déterminer l'admissibilité selon le motif, sauf dans le cas des DEREMPA. À titre d'exemple, s'il est indiqué sur le RE qu'une personne a quitté son emploi sans motif valable, alors les heures qui y sont inscrites ne comptent pas. Cependant, si la personne a quitté son emploi pour en occuper un autre, les heures sont prises en compte. De plus, dans certains cas, les personnes qui abusent du régime d'AE doivent travailler plus d'heures pour être admissibles.

4) Les données utilisées ont été pondérées au moyen de facteurs de pondération établis par Statistique Canada, pour faire en sorte que l'échantillon de l'ECPIE soit comparable à la population générale des personnes qui ont quitté leur emploi.